

**Bruno De Lorenzi C.
Mazzucco^{1*}**

ORCID: [0000-0002-6994-3504](https://orcid.org/0000-0002-6994-3504)

**Maurício Vaz L.
Bittencourt¹**

ORCID: [0000-0002-6503-2965](https://orcid.org/0000-0002-6503-2965)

¹ Universidade Federal do Paraná,
Curitiba, Paraná, Brasil.

* brunomazzucco@ufpr.br

EFEITOS MACROECONÔMICOS DA DEFESA COMERCIAL NO BRASIL

RESUMO

A adoção de medidas protecionistas é geralmente justificada com uma retórica de crescimento. Com essa motivação, o Brasil vem intensificando o uso de medidas de proteção comercial desde o início da crise mundial em 2008. Este artigo tem como objetivo estimar os efeitos de uma forma particular de proteção – a defesa comercial – sobre variáveis macroeconômicas, de modo a contribuir para a discussão acerca da eficácia da política comercial. Uma série de investigações *antidumping* de frequência trimestral e mensal é construída e, através da metodologia de séries temporais, o impacto macroeconômico do aumento de novas investigações é avaliado. Os resultados mostram que investigações *antidumping* têm um efeito negativo no produto, mas não na inflação e no saldo da balança comercial. Esses resultados indicam que a defesa comercial, apesar de recessiva, não se configura completamente como um choque de oferta negativo.

Palavras-chave: Defesa Comercial; Protecionismo; Vetores Autoregressivos.

ABSTRACT

The adoption of protectionist measures is usually justified by a rhetoric of growth. With this motivation, Brazil has been intensifying the use of trade protection measures since the beginning of the world crisis in 2008. This paper aims to estimate the effects of a particular form of temporary protection on macroeconomic variables, in order to contribute to the discussion on the effectiveness of trade policy. A series of quarterly and monthly frequency antidumping investigations is constructed and, through time series methodology, we evaluate the macroeconomic impact of an increase in new investigations. The results show that antidumping investigations have a negative effect on GDP, but not on inflation and net exports. These results show that temporary trade protection, although recessive, is not completely characterized as a negative supply shock.

Keywords: Trade Remedies; Protectionism; Autoregressive Vectors.

JEL Code: F13; F14; C32.

INTRODUÇÃO

Como resposta à crise de 2008, muitos países passaram a utilizar a política comercial de forma ativa, colocando o protecionismo permanentemente de volta na agenda internacional. Em tempos de incerteza econômica, a proteção comercial surge como uma alternativa para tentar isolar um país de choques econômicos adversos provenientes do resto do mundo.

Nesse contexto, os membros do G-20 se comprometeram a não adotar medidas restritivas de comércio, com receio do desencadeamento de uma escalada protecionista. A lembrança dos anos 1930, quando políticas comerciais do tipo *beggar-thy-neighbour* foram responsáveis pelo aprofundamento da Grande Depressão (IRWIN, 2017), veio à tona. Porém, esforços de monitoramento iniciados após a deflagração da crise mostram que os países do G-20 ampliaram o uso de medidas protecionistas e, atualmente, ainda continuam a fazer uso desses dispositivos (EVENETT; FRITZ, 2017).

Recentemente, a eleição de Donald Trump para a presidência dos EUA propagou novas tensões comerciais. Trump foi eleito com uma agenda declaradamente protecionista, tendo como propostas o aumento de empregos em determinados setores afetados pela globalização e a diminuição do déficit comercial dos EUA. Em busca desses objetivos, o governo americano adotou medidas agressivas de proteção tendo como seu principal alvo a China, mas atingindo outras economias importantes como a União Europeia e também seus parceiros mais próximos, como México e Canadá (BOWN; KOLB, 2018).

Assim como a crise mundial reverteu expectativas de políticas econômicas ao redor do mundo, também no Brasil houve reorientações. As políticas macroeconômica, industrial e comercial foram repensadas, em parte como resposta à crise e em parte pela preferência dos *policy makers* por políticas de cunho intervencionista (PESSÔA, 2014). A política do tripé macroeconômico foi aos poucos substituída por uma política econômica com efeitos adversos na área fiscal (GOBETTI; ORAIR, 2015). A política comercial não passou incólume e apresentou uma inflexão rumo ao protecionismo de caráter discriminatório. Em especial, o governo Dilma Rousseff subordinou a política comercial a uma política industrial voltada para promoção de interesses setoriais. O Plano Brasil Maior, lançado em 2011, teve como diretrizes principais o estímulo às exportações através de subsídios e a adoção de conteúdo nacional em compras governamentais. Medidas protecionistas incluíram o aumento da tarifa de importação em 100 produtos além dos já permitidos na Lista de Exceção à TEC, a proliferação de ex-tarifários, a renegociação do acordo automotivo com o México e o aumento da atividade fiscalizadora e administrativa (VEIGA; RIOS; NAIDIN, 2013).

O uso de medidas protecionistas, mesmo que temporárias, costuma ser justificado não só pela proteção a determinados setores, mas também pelos resultados positivos que essas ações trazem para o comportamento geral da economia. No intuito de contribuir para a discussão da eficácia desses instrumentos, este artigo procura mensurar os efeitos do protecionismo

sobre o desempenho de variáveis macroeconômicas no Brasil. Através da metodologia de séries temporais, é estimado um modelo de vetores autoregressivos (VAR), em que o protecionismo é representado por uma variável que captura o uso da defesa comercial. A escolha da defesa comercial como variável de interesse se dá pelo uso intensivo do instrumento *antidumping* pelo Brasil. Desde a implementação do Acordo Antidumping da Organização Mundial do Comércio (OMC) em 1995, o Brasil é o quarto maior utilizador desse instrumento, com 410 investigações iniciadas, atrás apenas de Índia, Estados Unidos e União Europeia. Esse uso intensivo permite a construção de séries de frequência mensal e trimestral com variabilidade suficiente para capturar os efeitos macroeconômicos de curto prazo, o que não seria viável, por exemplo, com dados anuais de proteção tarifária. Um outro ponto de interesse é que, ao contrário das tarifas, que são coordenadas ao nível do Mercosul, a defesa comercial é de competência exclusiva do governo brasileiro, sendo sua administração feita pelo Departamento de Defesa Comercial (DECOM) do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC).

A identificação para o choque na variável de defesa comercial é a mesma de Baratieri, Cacciatore e Ghironi (2018). Utilizando um esquema de identificação recursiva, a hipótese de exogeneidade contemporânea do instrumento *antidumping* é argumentada a partir das restrições temporais impostas pela legislação acerca da defesa comercial e do período necessário para preparar uma petição. O efeito do choque protecionista é medido em três variáveis macroeconômicas: produto interno bruto, inflação e saldo da balança comercial. A especificação básica é estimada com dados trimestrais e uma especificação alternativa é estimada com dados mensais. Os resultados sugerem que a política de defesa comercial brasileira é recessiva em termos de produto, mas com efeito indeterminado sobre inflação e sobre o saldo da balança comercial. Nesse sentido, os resultados reforçam parcialmente a literatura internacional. Baratieri, Cacciatore e Ghironi (2018) mostram que, para Canadá, Turquia e Índia, medidas *antidumping* são equivalentes a um choque de oferta negativo, com efeitos recessivos e inflacionários, e oferecem uma pequena melhora no saldo comercial.

A contribuição deste artigo reside na mensuração dos efeitos da proteção comercial no Brasil, dando subsídios quantitativos para a análise dos *trade-offs* que envolvem políticas públicas. Essa reflexão adquire importância na medida em que o protecionismo é um elemento central na discussão sobre o desenvolvimento econômico brasileiro. Depois de basear sua estratégia de desenvolvimento durante boa parte do século XX na ideia de substituição de importações, o Brasil abriu seus mercados no início dos anos 1990, mas ainda continua sendo um dos países mais fechados ao comércio no mundo (ABREU, 2004; KUME; PIANI; SOUZA, 2003). Em 2015, a tarifa média brasileira era a décima terceira maior entre os 134 membros da OMC.

A próxima seção discute as evidências sobre defesa comercial na literatura nacional e internacional, ressaltando sua conexão com o contexto macroeconômico. A seção de metodologia detalha os procedimentos de

estimação e os dados utilizados na análise, seguida pela discussão dos resultados e pela conclusão deste estudo.

REVISÃO DE LITERATURA

Historicamente, a política comercial brasileira já atendeu tanto objetivos macroeconômicos quanto de política industrial. No período mais recente, pós-abertura comercial, o uso de tarifas foi utilizado como aliviador de pressões inflacionárias no início do Plano Real e como resposta à crise de balanço de pagamentos de 1999 (KUME; PIANI; SOUZA, 2003). Em relação ao uso do instrumento *antidumping*, Kume e Piani (2004) argumentam que, para o período de 1988-2003, a política de defesa comercial brasileira gerenciou a pressão por proteção ao apresentar uma moderada taxa de resultados positivos em relação às investigações iniciadas, mas por outro lado os direitos definitivos foram concedidos desproporcionalmente a oligopólios e monopólios. Mais recentemente, Araujo Jr. (2017) toma uma posição mais crítica quanto ao uso do *antidumping*. O autor aponta uma série de estudos de casos mostrando distorções na aplicação do instrumento pelo governo brasileiro, que oferece proteção às indústrias que dela não necessitam. Essa é uma temática recorrente nos *surveys* de Nelson (2006) e Blonigen e Prusa (2016). Nesses trabalhos, os autores apontam para o caráter discricionário do *antidumping*. A complexidade legal para a comprovação de *dumping* e de dano material permite às agências de defesa comercial o controle sobre o resultado das ações.

Uma evidência do uso protecionista do direito *antidumping* é a sua correlação com variáveis macroeconômicas. Em tese, não é de se esperar que novos casos de investigação *antidumping* respondam a estímulos macroeconômicos. Seu uso deveria ser restrito aos casos de concorrência desleal. Porém, Knetter e Prusa (2003) mostram que, do ponto de vista teórico, uma queda no produto interno de um país leva a um aumento do número de investigações abertas, já que se eleva a chance de se demonstrar que houve dano material às indústrias petionárias. A taxa de câmbio real também pode influenciar o uso do instrumento, na medida em que uma apreciação aumenta a chance de se comprovar o dano, mas ao mesmo tempo dificulta a argumentação a favor do *dumping*. A evidência internacional é de que o uso desse instrumento aumenta quando o país aplicador passa por períodos de piora na economia.

Evidência nesse sentido é apresentada por Bown e Crowley (2013), que investigam o uso de barreiras temporárias entre 1988 e 2010 nos Estados Unidos, Austrália, Canadá, Coreia do Sul e União Europeia. Para o período pré-recessão de 2008, existe uma forte correlação anticíclica entre essas medidas e o desempenho da economia. Em um estudo posterior, Bown e Crowley (2014) também encontram uma relação anticíclica entre o uso de medidas de defesa comercial e choques macroeconômicos para treze países emergentes entre os anos de 1989 e 2010. Uma redução no crescimento do PIB real está associada com um aumento no uso de medidas de defesa temporária, assim como uma apreciação real da taxa de câmbio bilateral. Verifica-se uma maior adesão a esses instrumentos após 1995, sugerindo

um impacto da Organização Mundial do Comércio no uso do *antidumping*. A evidência sugere a troca do uso de tarifas por investigações de defesa comercial, à medida que os países comprometem mais produtos sob o limite máximo tarifário assumido junto à OMC.

No caso brasileiro, a influência de fatores macroeconômicos apresenta uma evidência menos robusta. Vasconcelos e Firme (2011) analisam o impacto de variáveis macroeconômicas sobre a probabilidade de se abrir investigações *antidumping* no Brasil entre 1990 e 2007. Para esse período, utilizando dados trimestrais, os autores não encontraram efeito significativo do PIB e da taxa de câmbio sobre a probabilidade de se abrirem novas investigações *antidumping*. Por outro lado, considerando uma investigação já aberta, a probabilidade de ela ser encerrada com aplicação positiva de direito é maior quando há uma queda do PIB. Firme, Vasconcelos e Mattos (2018), em estudo subsequente, com base numa amostra trimestral observada entre 1995 e 2010, não encontraram, no curto prazo, efeito do PIB na abertura de novas investigações, mas apontaram um efeito cíclico do câmbio. Verifica-se que uma apreciação da taxa de câmbio real leva a um aumento do número de investigações abertas.

Sabe-se, também, que o *antidumping* gera efeito tanto na margem intensiva quanto na extensiva de comércio. Bown e Crowley (2007), Ganguli (2008) e Carter e Gunning-Trant (2010) encontraram efeitos na margem intensiva de comércio, indicando que uma aplicação de direito *antidumping* leva à redução do volume importado. Estimativas apontam uma redução de até 60% nas importações, dependendo dos países e produtos envolvidos. Os trabalhos também indicam a existência de desvio de comércio. Em relação à margem extensiva, Besedes e Prusa (2017), através de uma análise de sobrevivência para os EUA, calculam que uma investigação *antidumping* aumenta em mais de 50% o risco de uma relação comercial ser encerrada. Além disso, os autores encontraram evidências de que a maior parte desse impacto ainda se dá na fase preliminar de investigação. Após o término de uma investigação, é mais difícil para o país voltar a exportar para o mercado que aplicou a medida, mesmo após a expiração dos direitos tarifários.

Por fim, o estudo de Baratieri, Cacciatore e Ghironi (2018) é o que mais se aproxima do presente artigo, ao investigar os impactos macroeconômicos do protecionismo. A evidência apresentada por modelos de séries temporais mostra que medidas protecionistas, seja investigações *antidumping* seja aumento de tarifas, são equivalentes a um choque de oferta negativo. A partir de um modelo DSGE de uma pequena economia aberta, os autores conseguem estudar o impacto dessas medidas em diferentes cenários alternativos, como regimes de câmbio fixo e flexível, e em economias que operam perto do limite inferior da taxa de juros (*zero lower bound*). Em todos os casos, os resultados são similares e mostram um efeito recessivo das medidas protecionistas.

Os estudos quantitativos sobre protecionismo no Brasil são mais escassos. Os trabalhos sobre política comercial no país tendem a se concentrar na estimativa dos impactos da abertura unilateral dos anos 1990 sobre a produtividade das firmas e o mercado de trabalho (DIX-CARNEIRO, 2014;

MUENDLER, 2004). O foco sobre proteção comercial costuma ser direcionado aos impactos de barreiras não-tarifárias aplicadas por outros países sobre as exportações brasileiras, em especial de produtos do agronegócio (FASSARELLA; SOUZA; BURNQUIST, 2011; SBARAI; MIRANDA, 2014).

Especificamente sobre o tema de defesa comercial, Remédio, Kannebley Jr. e Oliveira (2017) investigam o impacto de medidas *antidumping* sobre o desempenho das firmas brasileiras entre 2003 e 2013. Uma medida *antidumping* gera um efeito médio de redução de 8,5% na produtividade das firmas e um aumento de 2,4% no *markup*. Esses resultados indicam que as firmas se aproveitam do maior poder de mercado induzido pela proteção.

METODOLOGIA

O modelo a ser estimado consiste em um VAR(p) estrutural sob a forma:

$$Ax_t = \sum_{i=1}^p A_i^* x_{t-i} + B\varepsilon_t \quad (1)$$

em que x_t é o vetor que contém as variáveis analisadas, A é a matriz de relações contemporâneas, A_i^* é a matriz de coeficientes estruturais, B é a matriz que correlaciona os erros estruturais e de forma reduzida, e ε_t é o vetor de erros estruturais do tipo ruído branco, tal que $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$. Na sua forma estrutural, o VAR sofre de um problema de simultaneidade de equações, já que existe um efeito contemporâneo entre os elementos do vetor x_t dado pela matriz A . Esse problema é eliminado ao se reescrever o VAR em sua forma reduzida, pré-multiplicando (1) pela inversa de A . Assim, o modelo assume a seguinte forma:

$$x_t = \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + u_t \quad (2)$$

em que $A_i = A^{-1}A_i^*$ é a matriz de coeficientes de forma reduzida, e u_t é um vetor de erros tipo ruído branco sem correlação serial, mas que agora admite correlação entre seus elementos. Caso não exista relação contemporânea entre as variáveis, ou seja, $A = I$, os coeficientes estruturais em (1) se tornam equivalentes aos coeficientes em (2). Dadas as condições de estabilidade e estacionariedade, o modelo (2) pode ser estimado por mínimos quadrados ordinários. Porém, a análise das funções impulso-resposta do VAR reduzido é prejudicada, já que os choques agora podem ser correlacionados entre si, impossibilitando o exercício de manipular uma variável mantendo todas as outras constantes. Para recuperar os parâmetros do VAR estrutural, a partir das estimativas do VAR de forma reduzida, é preciso elaborar hipóteses sobre o formato das matrizes A e B , que se relacionam da seguinte forma:

$$Au_t = B\varepsilon_t. \quad (3)$$

Neste trabalho, é adotada uma identificação recursiva da matriz A juntamente com a hipótese de que a matriz B é diagonal, indicando que um choque estrutural em um dos elementos de ε_t não tem efeito em nenhum dos outros elementos desse vetor. A identificação recursiva consiste em estabelecer que a primeira variável do vetor x_t tenha um impacto instantâneo em todas as outras variáveis, que a segunda variável tenha um

impacto instantâneo em todas as outras variáveis exceto na primeira, que a terceira variável tenha um impacto em todas as outras, exceto na primeira e na segunda, e assim por diante. Supondo essa estrutura de relações contemporâneas, a matriz A adquire um formato triangular inferior com diagonal unitária.

O modelo empírico é composto por uma medida de defesa comercial e outras três variáveis macroeconômicas: produto interno bruto, saldo da balança comercial e inflação. A retórica protecionista prega que medidas de proteção são capazes de elevar o crescimento de uma economia e de combater os déficits comerciais. A inclusão do PIB e da balança comercial obedece a essa lógica. Já a variável de inflação, é incluída para verificar se existe um impacto da defesa comercial nos preços. Apesar de atingir uma parcela pequena de produtos, a defesa comercial é utilizada no mundo todo, primordialmente em produtos industriais intermediários (BLONIGEN; PRUSA, 2016). No Brasil, as investigações estão concentradas em produtos das indústrias do metal, plástico e química (DECOM, 2017). Dessa maneira, existe um potencial inflacionário no uso do *antidumping*, já que o aumento de preço nesses insumos pode se propagar facilmente para o resto da economia.

A ordenação do vetor x_t é importante, já que todos os esquemas de identificação recursiva são equivalentes do ponto de vista observacional, embora apresentem diferentes funções impulso-resposta. No caso concreto, assim como Baratieri, Cacciatore e Ghironi (2018), supõe-se que as investigações *antidumping* não são afetadas contemporaneamente pelas variáveis macroeconômicas, isto é, a variável referente às investigações *antidumping* será ordenada em primeiro lugar.

A justificativa dessa hipótese é dada pela restrição temporal imposta pela legislação *antidumping* em relação à abertura de novos casos. Desde o Decreto 1.602 de 1995, incluindo a revisão pelo Decreto 8.058 de 2013, o prazo mínimo entre a apresentação da petição feita pela indústria, de caráter sigiloso, e a abertura pública da investigação através da publicação no Diário Oficial da União é de 30 dias. Para esse prazo ser cumprido, a petição deve estar devidamente instruída sem necessidade de alterações. Na prática, o prazo mínimo raramente é cumprido, e o tempo compreendido entre a apresentação da petição e a abertura do caso se alonga por meses. A partir de 1996, ano que se inicia a amostra, o prazo médio entre a apresentação da petição inicial e o anúncio de abertura da investigação foi de 139 dias (mediana de 133 dias). Na Figura 1, é apresentado um histograma com a distribuição dos prazos de abertura dos processos. Mais de 80% dos casos apresentam um prazo superior a dois meses entre a submissão da petição e o início da investigação. Além do prazo estritamente legal, deve-se levar em consideração o tempo despendido pelo peticionário para juntar a informação necessária para a submissão da petição ao órgão competente. Como a petição somente pode ser feita em nome da indústria doméstica, e não em nome de firmas individuais, existe ainda o problema de coordenação e ação coletiva que demanda tempo e organização. Dessa maneira, a soma desses prazos é

suficiente para identificar o modelo tanto na periodicidade mensal quanto na trimestral.

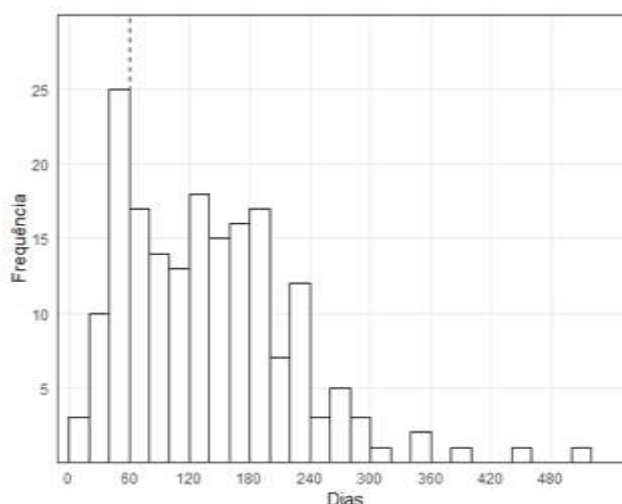


Figura 1. Histograma do prazo entre a apresentação da petição inicial e a abertura da investigação antidumping, 1996-2018

Notas: Cada intervalo corresponde a 20 dias. A linha pontilhada marca 60 dias.

Fonte: Elaboração própria com base em Bown (2016) e DECOM (2017).

Como argumentado, dada essa hipótese de identificação, será feita uma ordenação da matriz estrutural de forma que a medida de defesa comercial seja a primeira variável a entrar no modelo. A ordem das variáveis remanescentes é indiferente, já que não há interesse em se analisar choques nas variáveis macroeconômicas, prescindindo dessa maneira de justificação teórica.

A especificação básica adotada é de periodicidade trimestral. Também é estimado um modelo com periodicidade mensal para checar a robustez dos resultados. Nessa especificação, a variável PIB é substituída por um índice de produção industrial devido à disponibilidade dos dados. Para o modelo trimestral, a ordenação das variáveis utilizada foi: defesa comercial, PIB, inflação e balança comercial. Já para o modelo mensal, verificou-se a seguinte ordem: defesa comercial, produção industrial, inflação e balança comercial.

Dados

O modelo básico trimestral é composto pelas variáveis de defesa comercial, produto, inflação e balança comercial. Os dados sobre *antidumping* provêm da Global Antidumping Database (BOWN, 2016), acrescentados dos dados do Departamento de Defesa Comercial (DECOM, 2017). Eventualmente, foram consultados os processos no Diário Oficial da União para corrigir pequenas informações divergentes. Os dados referem-se apenas a investigações originais de *dumping*, dano e causalidade. Não estão incluídas medidas de revisão, elisão e anticircunvenção. A série de tempo é

construída com a contagem de produtos ao nível de 8 dígitos na Nomenclatura Comum do Mercosul que foram objetos de investigações iniciadas por trimestre ou por mês. A data utilizada para construir a série é a da publicação da circular de abertura no Diário Oficial da União. O uso da data de abertura da investigação ao invés da data da determinação final deve-se ao fato de que os agentes econômicos mudam suas expectativas logo na abertura do caso *antidumping*. Existem evidências de que o efeito de uma medida *antidumping* começa já na fase de investigação inicial, não sendo necessário nem mesmo a determinação preliminar de direito (BESEDEŠ; PRUSA, 2017; STAIGER; WOLAK, 1994). Quando da publicação da nova investigação, o processo consta de uma estimativa inicial da margem de *dumping* que costuma ser similar à margem encontrada na determinação final. A partir dessa informação, os agentes econômicos podem basear suas estimativas quanto à magnitude do direito que poderá vir a ser aplicado.

As variáveis macroeconômicas foram obtidas diretamente das fontes oficiais governamentais. Para os dados trimestrais, a medida de produto corresponde ao PIB real a preços de 1995. A medida de balança comercial utilizada é o saldo da balança como proporção do PIB em valores reais. A fonte para ambas as variáveis é o Sistema de Contas Nacionais Trimestrais do IBGE e os dados estão ajustados para a sazonalidade. A medida de inflação utilizada é o núcleo do IPCA sem alimentos e preços administrados (EX0), calculado pelo Banco Central. A escolha dessa medida, ao invés do IPCA cheio, justifica-se pelo perfil dos produtos afetados por medidas *antidumping*, como já mencionado. Dessa maneira, a medida do núcleo de inflação é mais plausível para capturar a dinâmica inflacionária. A taxa mensal do núcleo da inflação é composta ao trimestre e anualizada para depois ser ajustada para a sazonalidade. As séries trimestrais estão disponíveis em relação ao período de 1996.1 até 2018.2.

Para os dados mensais, alguns ajustes foram feitos. Os dados referentes ao PIB foram substituídos pelos dados da produção industrial física da Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE. A série utilizada se refere ao índice de base fixa com ajuste sazonal. Os dados de balança comercial correspondem aos publicados pelo Banco Central no Balanço de Pagamentos. Foram utilizados os dados com ajuste sazonal em nível, deflacionados pelo IPCA. A variável de inflação continua sendo o núcleo do IPCA anualizado e ajustado para a sazonalidade. Os dados mensais estão disponíveis em relação ao período de 2002.1 a 2018.6. A série mensal é mais curta que a trimestral devido à disponibilidade dos dados da Pesquisa Industrial Mensal.

As estatísticas descritivas das séries são apresentadas na Tabela 1. A construção da variável de defesa comercial resultou em uma média de 4,38 novas investigações por trimestre, enquanto a média mensal foi de 1,64. O desvio-padrão indica que o número de investigações varia bastante na amostra, sendo igual a 5,63 na periodicidade trimestral e a 3,69 na mensal.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis do modelo

	Freq.	Obs.	Média	D.p.	Mínimo	Máximo
Núcleo IPCA (%)	T	90	6,50	4,38	-3,35	28,94
Saldo comercial / PIB (%)	T	90	0,00	0,03	-0,04	0,05
PIB (milhões R\$)	T	90	245.264,45	45.525,1	177.133,50	311.804,90
Casos AD	T	90	4,38	5,63	0,00	37,00
Núcleo IPCA (%)	M	198	6,50	4,76	0,09	42,64
Saldo comercial (milhões R\$)	M	198	3.752,50	2.544,86	-3.407,48	9.436,85
Produção (índice)	M	198	92,53	7,86	77,40	105,00
Casos AD	M	198	1,64	3,69	0,00	35,00

Fonte: IBGE, Bacen, Bown (2016) e Decom (2017).

A inspeção visual das séries é feita nas Figuras 2 e 3. Em relação aos dados trimestrais, é possível notar que a série construída para a variável de defesa comercial apresenta variabilidade suficiente para esse tipo de exercício econométrico. Percebe-se também que a frequência de uso do *antidumping* aumenta a partir da metade mais recente da amostra, com mais trimestres consecutivos de utilização. Em relação às observações extremas, existem dois picos de novas investigações na série, nos trimestres 2008.4 e 2016.3. A série mensal da variável de defesa comercial apresenta um comportamento muito semelhante, inclusive no que diz respeito aos *outliers*.

A série do PIB é exibida em logaritmo para melhor visualização. Ela apresenta uma clara tendência de crescimento, com uma queda acentuada em 2008, seguida por uma rápida recuperação. A tendência de crescimento só é interrompida em 2014, quando se inicia um período recessivo que dura por onze trimestres. Essa dinâmica também ocorre na série mensal do logaritmo da produção industrial, em que se percebe o efeito acentuado da crise financeira de 2008. No entanto, a tendência de crescimento se interrompe mais cedo do que a série do PIB, já por volta do ano de 2010.

O saldo da balança comercial, por sua vez, mostra um comportamento cíclico e de grande amplitude tanto na série trimestral quanto na mensal. Em termos empíricos, o movimento reflete em grande parte o *boom* das *commodities* e o bom desempenho exportador brasileiro de meados dos anos 2000.

Por fim, a série de inflação é relativamente estável em ambas as periodicidades, mostrando picos apenas no início da amostra, momento referente ao processo de estabilização do Plano Real e às eleições presidenciais de 2002.

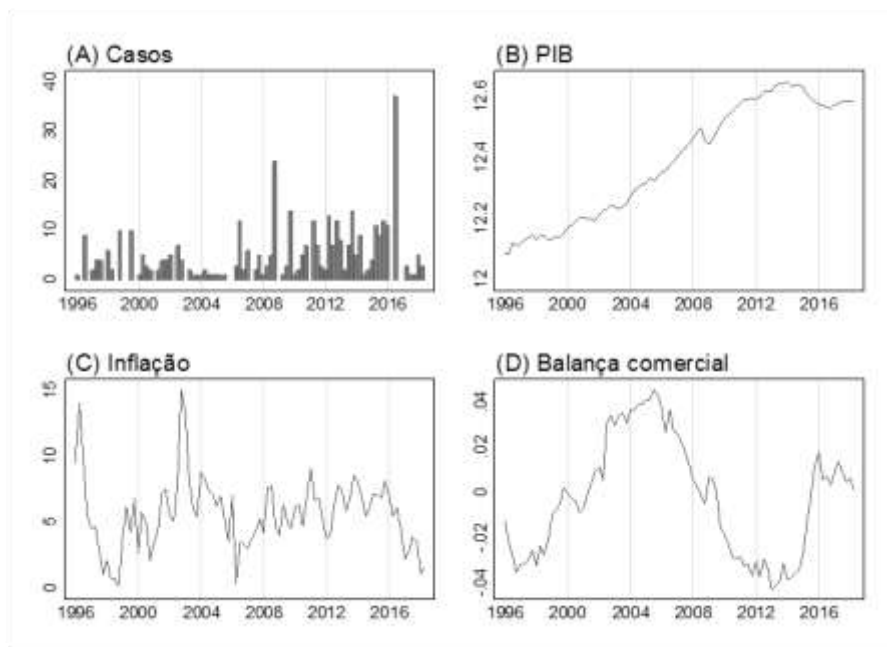


Figura 2. Investigações *antidumping* e variáveis macroeconômicas - séries trimestrais, 1996.1-2018.2

Notas: A - Contagem de novas investigações; B - Log do PIB real a preços de 1995; C - Núcleo da inflação anualizada em percentual; D - Saldo da balança comercial como proporção do PIB.

Fonte: IBGE, Bacen, Bown (2016) e Decom (2017).

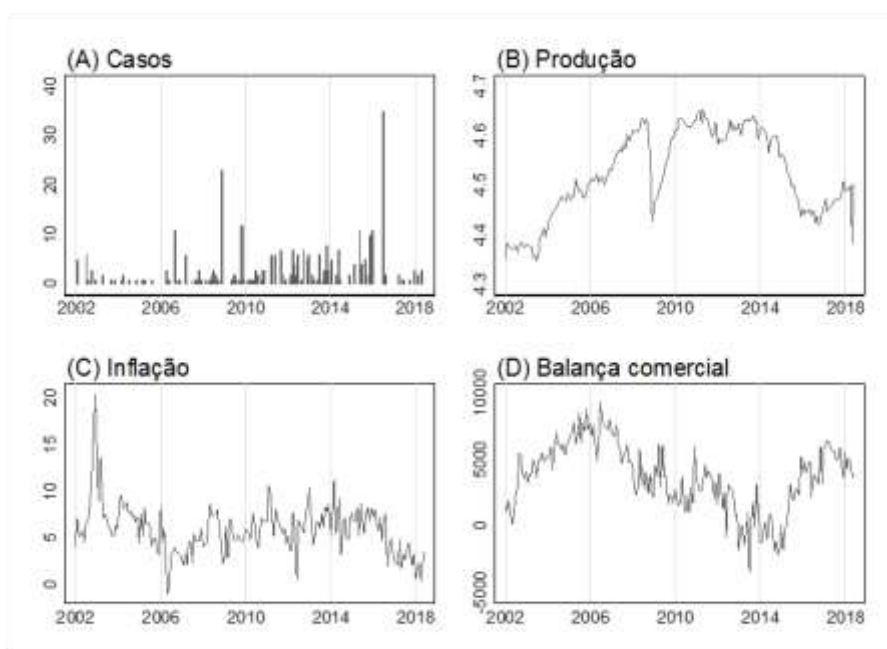


Figura 3. Investigações *antidumping* e variáveis macroeconômicas - séries mensais, 2002.1-2018.6

Notas: A - Contagem de novas investigações; B - Log do índice de produção; C - Núcleo da inflação anualizada em percentual; D - Saldo da balança comercial em milhões de reais de 2018.

Fonte: IBGE, Bacen, Bown (2016) e Decom (2017).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O primeiro passo da análise é testar a estacionariedade das séries. Foram realizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Elliott, Rothenberg and Stock (ERS). Os testes ADF e PP apresentam baixo poder, caso o processo verdadeiro seja um processo autoregressivo com coeficiente próximo a um. Por sua vez, o teste ERS é uma alternativa que apresenta maior poder nessa situação. As séries de PIB e produção industrial foram transformadas em logaritmos para melhor interpretação do modelo. Os resultados dos testes são apresentados nas Tabelas 2 e 3, respectivamente, para os dados trimestrais e mensais.

Em geral, os testes para os dados trimestrais apresentam convergência nos resultados. A hipótese nula de não-estacionariedade não foi rejeitada por nenhum teste para a série do PIB e rejeitada em todos os testes para sua primeira diferença. O saldo da balança comercial como proporção do PIB se apresentou não estacionário em todos os testes, com exceção do ADF com especificação sem tendência. Nesse caso, foi dada preferência ao teste ERS, e considerou-se a série como não estacionária. Sua primeira diferença, no entanto, foi considerada estacionária em todos os testes. As séries do núcleo de inflação e de investigações *antidumping* foram consideradas estacionárias em nível para todos os testes com forte rejeição.

Tabela 2. Testes de raiz unitária das séries trimestrais

	ADF tendência	ADF constante	ERS tendência	ERS constante	PP constante	PP tendência
log PIB	-0,56	-1,03	-1,02	0,82	-1,46	-0,33
Δ log PIB	-5,64***	-5,58***	-4,84***	-4,49***	-7,17***	-7,36***
Saldo	-1,45	-1,40*	-1,27	-1,22	-1,41	-1,42
Δ Saldo	-8,62***	-8,66***	-4,61***	-2,42**	-8,71***	-8,67***
Núcleo inflação	-4,66***	-4,64***	-4,40***	-3,07***	-4,02***	-4,00**
Casos AD	-10,84***	-9,93***	-6,93***	-3,38***	-9,92***	-10,86***

Nota: Os símbolos ***, ** e * representam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. As defasagens do teste ADF foram escolhidas segundo o critério de informação de Schwarz. Na maioria dos casos, apenas uma defasagem foi escolhida. No teste ERS, os valores das estatísticas reportados referem-se à defasagem ótima escolhida pelo critério de Schwarz.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3. Testes de raiz unitária das séries mensais

	ADF tendência	ADF constante	ERS tendência	ERS constante	PP constante	PP tendência
log Produção	-1,60	-1,95**	-0,94	-0,60	-2,22	-1,89
Δ log Produção	-9,64***	-9,55***	-3,04**	-1,93*	-15,48***	-15,55***
Saldo	-2,57	-2,17**	-2,09	-1,89*	-3,59***	-4,06***
Δ Saldo	-10,20***	-10,22***	-13,30***	-11,54***	-26,37***	-26,32***
Núcleo inflação	-3,87**	-3,58***	-4,27***	-3,96***	-6,11***	-6,47***
Casos AD	-14,87***	-14,55***	-10,51***	-8,58***	-14,58***	-14,99***

Nota: Os símbolos ***, ** e * representam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. As defasagens do teste ADF foram escolhidas segundo o critério de informação de Schwarz. Na maioria dos casos, apenas uma defasagem foi escolhida. No teste ERS, os valores das estatísticas reportados referem-se à defasagem ótima escolhida pelo critério de Schwarz.

Fonte: Elaboração própria.

No caso das séries mensais, os resultados foram mais divergentes. A não-estacionariedade da série do log da produção foi rejeitada pelo teste ADF sem tendência, mas não rejeitada pelos outros testes. No entanto, a sua primeira diferença é estacionária em todos os testes. Assim como na série trimestral, a não-estacionariedade do núcleo de inflação e de investigações *antidumping* é fortemente rejeitada por todos os testes, indicando a estacionariedade em nível de ambas as séries. O saldo da balança comercial apresenta resultados divergentes. Ao contrário da variável trimestral, relacionada ao PIB, na frequência mensal a variável refere-se ao log do saldo comercial em reais. O teste ADF indica que a série é não-estacionária, enquanto o teste PP indica que é estacionária. O teste ERS com tendência indica não-estacionariedade e o sem tendência indica estacionariedade. Diante de resultados divergentes, e considerando a semelhança da inspeção visual entre as séries trimestrais e mensais, optou-se por trabalhar com a primeira diferença do saldo comercial.

Em seguida aos testes de raiz unitária, procedeu-se à determinação do número de defasagens para a estimação do VAR. Para o modelo trimestral, todos os critérios indicam a adoção de uma defasagem. Para o modelo mensal, o critério de informação de Akaike indica uma defasagem de terceira ordem, enquanto os critérios de Schwarz e de Hannan-Quinn indicam uma defasagem de segunda ordem. Como os dados mensais possuem mais observações, optou-se pelo uso de três defasagens para permitir uma dinâmica maior das variáveis.

Após a escolha das defasagens, os modelos trimestral e mensal foram estimados em sua forma reduzida e os testes de multiplicadores de

Lagrange foram aplicados para autocorrelações dos resíduos. Ambos os modelos, trimestral e mensal, falham em rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação para as diferentes defasagens, indicando uma adequação da especificação das defasagens. Os modelos estimados também satisfazem as condições de estabilidade dos autovalores.

Na Tabela 4, são apresentados os coeficientes estimados da matriz A , que se referem aos elementos situados abaixo da diagonal inferior. De acordo com a hipótese de identificação assumida, os coeficientes a_{21} , a_{31} e a_{41} representam o efeito do protecionismo, respectivamente, no PIB (produção), na inflação e na balança comercial. Os outros coeficientes descrevem a relação das variáveis macroeconômicas entre si, mas não são diretamente interpretáveis. Os resultados mostram que a defesa comercial tem impacto no PIB e na inflação no modelo trimestral e apenas na produção industrial no modelo mensal.

Tabela 4. Estimativas da matriz estrutural dos modelos trimestral e mensal

Coeficiente	Trimestral	Mensal
a_{21}	0,001*** (0,001)	0,002*** (0,001)
a_{31}	-0,069* (0,036)	-0,037 (0,037)
a_{41}	0,0001 (0,0001)	-6,42 (25,58)
a_{32}	-38,77** (7,48)	-4,16 (6,72)
a_{42}	0,152*** (0,053)	-1191,8 (4605,8)
a_{43}	-0,001*** (0,000)	-119,5** (49,1)
Observações	88	194

Nota: Erros-padrão entre parênteses.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Fonte: Elaboração própria.

A intensidade e a persistência de um choque protecionista são analisadas através de funções impulso-resposta. A Figura 3 apresenta as funções impulso-resposta do modelo trimestral para um choque protecionista.

O choque de um desvio-padrão na variável de defesa comercial equivale a aproximadamente cinco novos produtos sob investigação. Esse choque desencadeia uma resposta imediata em todas as outras variáveis. A resposta do PIB é recessiva e significativa. A resposta inicial é de uma queda imediata de 0,4%, que se encerra após cerca de quatro trimestres. Como a variável é a primeira diferença do logaritmo, tal magnitude corresponde a uma redução na taxa de crescimento real da economia. O tamanho da reação do PIB é semelhante ao encontrado por Baratieri, Cacciatore e Ghironi (2018). No trabalho dos autores, o PIB responde de forma menos

imediate, mas igualmente recessiva, atingindo um vale em, aproximadamente, dois trimestres, com uma magnitude de 0,1% no caso do Canadá e 0,5% no caso da Turquia.

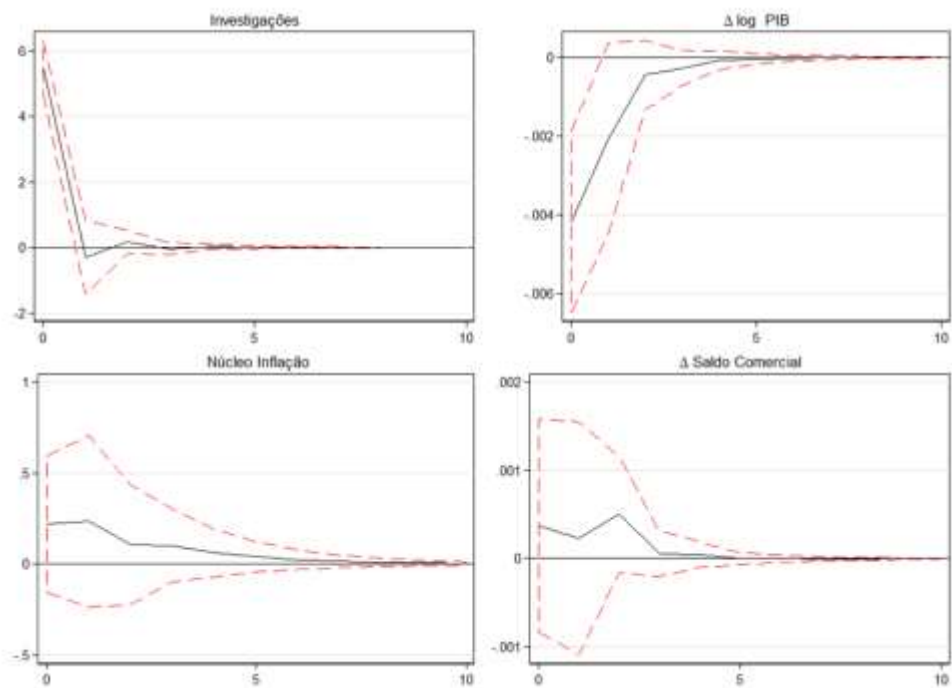


Figura 4. Resposta para um choque protecionista no modelo trimestral

Choque de um desvio-padrão no número de investigações *antidumping* iniciadas

Fonte: Elaboração própria.

Uma das desvantagens de se utilizar o número de investigações *antidumping* como variável para representar o protecionismo é que esta não é uma medida monetária, não sendo possível traduzir diretamente o choque na variável como um multiplicador. Porém, é possível fazer um exercício nesse sentido e calcular um número aproximado utilizando as estimativas de Bown (2011, p. 1971). Nesse trabalho, Bown (2011) calcula a proporção do valor de importação de diversos países que estão sob proteção de medidas de defesa comercial. O autor estima que entre 1997 e 2007 o Brasil teve, em média, aproximadamente 9,5 novos produtos sob investigação por ano. Esses produtos representaram anualmente, em média, uma adição de 0,18% do total das importações sob novas investigações. Como um desvio-padrão da variável de defesa comercial corresponde a 5,63 novos produtos investigados, os cálculos de Bown (2011) implicam um valor médio de 0,11% do valor das importações atingidas por um choque de um desvio-padrão nas investigações. Dado o efeito estimado de 0,4% no PIB, é possível calcular um multiplicador de $0,4 / 0,11 = 3,75$. Assim, para cada real que uma nova investigação *antidumping* afeta, o PIB é reduzido em 3,75 reais. Esse valor deve ser interpretado com cautela, podendo servir como uma estimativa superior, dadas as incertezas associadas à estimativa do modelo. Para efeito de comparação, o mesmo

procedimento de cálculo, mas utilizando as estimativas de Baratieri, Cacciatore e Ghironi (2018), resulta em multiplicadores de 1,17 para o Canadá e 9,09 para a Turquia.

Ainda no modelo trimestral, o saldo comercial responde positivamente ao choque, mas o resultado não é significativo. Esse padrão também é encontrado em Baratieri, Cacciatore e Ghironi (2018), em que o saldo comercial não é significativo para o Canadá e apresenta apenas um leve aumento para a Turquia. A resposta da inflação no caso brasileiro também é insignificante, apesar da trajetória inflacionária. Nas estimativas dos autores para Canadá e Turquia, a inflação apresenta um pico no segundo trimestre de cerca de 0,2% e 1,5%, respectivamente, tendo seu efeito se encerrado após cinco trimestres.

A Figura 5 traz os resultados das funções impulso-resposta para o modelo mensal. Em geral, os resultados encontrados nessa especificação vão ao encontro dos resultados trimestrais. Nesse caso, o choque da variável de defesa comercial é equivalente a quatro novos produtos sob investigação. A resposta das variáveis também é imediata. A produção industrial reage rapidamente com uma queda de 0,5%, tendo seu efeito se encerrado em um intervalo de 4 a 5 meses após o choque inicial. A resposta da inflação ao choque protecionista não é significativa, e ao contrário do modelo trimestral, em alguns períodos as estimativas pontuais são negativas. O saldo da balança comercial apresenta um comportamento irregular e não significativo, não mostrando um sinal de resposta ao choque de defesa comercial.

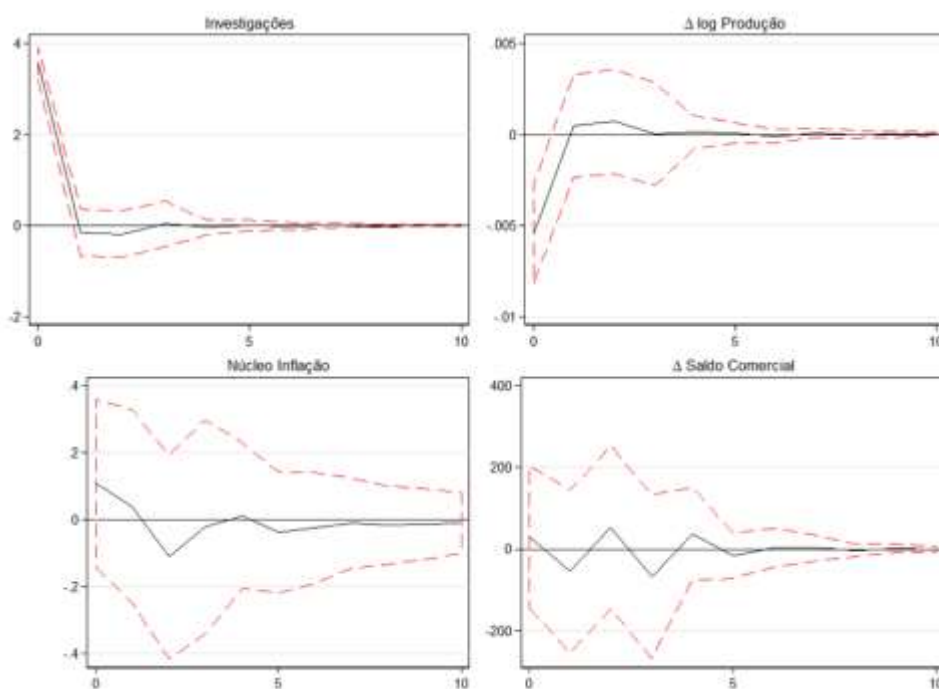


Figura 5. Resposta para um choque protecionista no modelo mensal

Choque de um desvio-padrão no número de investigações *antidumping* iniciadas

Fonte: Elaboração própria.

É possível também analisar a decomposição da variância. Na Tabela 5, são apresentados os valores referentes ao percentual da variância, que é explicada por um choque protecionista. Por exemplo, no modelo trimestral, no primeiro período logo após o choque, 98% da variância da variável de defesa comercial é explicada pelo choque protecionista, assim como 13% da variância do PIB, 1% da variância da inflação e menos de 1% da variância do saldo comercial. Como os outros choques não são identificados, é possível explicar apenas o percentual do choque protecionista. O modelo mensal também é muito similar em termos de resultado. Após dez períodos, os resultados do modelo trimestral e mensal são semelhantes aos efeitos do primeiro período, mostrando que o efeito do choque é imediato e estável, como também visualizado nas funções impulso-resposta.

Tabela 5. Decomposição da variância de um choque na variável de defesa comercial

Passo	Modelo trimestral				Modelo mensal			
	% da variância de:				% da variância de:			
	Casos	PIB	Inflação	Saldo	Casos	Produção	Inflação	Saldo
1	100,00	13,41	1,46	0,42	100,00	7,48	0,37	0,06
2	97,97	15,24	1,93	0,46	96,26	7,20	0,31	0,19
3	96,86	15,19	1,94	1,05	95,31	7,12	0,54	0,32
4	96,80	15,21	2,03	1,05	93,91	7,07	0,48	0,53
5	96,74	15,21	2,07	1,06	93,30	7,05	0,45	0,58
6	96,73	15,21	2,08	1,06	93,19	7,04	0,45	0,59
7	96,73	15,21	2,09	1,06	93,11	7,03	0,44	0,59
8	96,72	15,21	2,09	1,06	93,06	7,03	0,43	0,59
9	96,72	15,21	2,09	1,06	93,04	7,02	0,43	0,59
10	96,72	15,21	2,09	1,06	93,02	7,02	0,43	0,59

Fonte: Elaboração própria.

Em resumo, os resultados de ambas as especificações indicam que o efeito principal de um aumento no número de investigações *antidumping* consiste na redução do PIB e da produção. Porém, essa redução não se configura completamente em um choque de oferta negativo, como tradicionalmente definido na macroeconomia, já que não há uma resposta significativa nem da inflação nem da balança comercial. Em um modelo macroeconômico tradicional, se esperaria uma resposta inflacionária e uma melhora no saldo comercial quando de um choque de oferta negativo completo.

CONCLUSÃO

Desde 2008, muitos países têm utilizado cada vez mais medidas protecionistas em meio a uma década de incertezas crescentes. No Brasil, o aumento recente no uso de medidas protecionistas está associado ao redirecionamento da política econômica após a crise mundial. O

entendimento dos *policy makers* brasileiros foi de que o país necessitava de políticas de cunho mais intervencionista, por meio das quais o crescimento econômico fosse perseguido de forma mais ativa por parte do Estado. Entretanto, enquanto o uso do protecionismo como estratégia de desenvolvimento de longo prazo é tema frequente de discussões, os impactos macroeconômicos de curto prazo de medidas de proteção comercial são negativos.

Neste artigo, foram estimados os efeitos macroeconômicos de uma forma particular de protecionismo, a defesa comercial. O Brasil é um país ativo em relação ao uso dessa modalidade de proteção, sendo um dos maiores utilizadores de *antidumping* entre os membros da Organização Mundial do Comércio. Para a elaboração deste trabalho, utilizou-se a metodologia de análise de séries temporais através de um modelo de vetores autoregressivos.

Os resultados encontrados indicam que existe um efeito imediato e significativo do aumento de aberturas de investigações *antidumping* sobre o PIB. Um maior número de produtos investigados leva à redução do PIB por cerca de quatro trimestres. A magnitude desse efeito parece ser grande, mas está em conformidade com estimativas semelhantes internacionais. Porém, ao contrário da evidência internacional, não foram percebidos efeitos significativos do aumento de investigações sobre a inflação e o saldo da balança comercial. Esses resultados foram confirmados tanto em uma especificação com dados trimestrais quanto em uma com dados mensais.

Este trabalho buscou contribuir para a escassa literatura brasileira que quantifica os efeitos de medidas protecionistas na economia. Através da construção de uma série de investigações de defesa comercial em periodicidade compatível com a frequência do ciclo de negócios, foi possível explorar sua variação para estimar os efeitos de um choque protecionista. Para além deste trabalho, uma análise compreensiva do protecionismo brasileiro e sua relação com o ambiente macroeconômico deve levar em conta os efeitos de outros instrumentos de política comercial, em especial a administração da política tarifária no âmbito do Mercosul.

REFERÊNCIAS

ABREU, M. P. *Trade Liberalization and the Political Economy of Protection in Brazil since 1987*. Buenos Aires: Intal, 2004 (Working Paper). Disponível em: <<https://publications.iadb.org/handle/11319/2642>>. Acesso em: out. 2018.

ARAÚJO JR, J. T. . Anatomia da Proteção Antidumping no Brasil. *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, n. 130, 2017. Disponível em: <http://www.funcex.org.br/publicacoes/rbce/material/rbce/RBCE_130_JTAJ.pdf>. Acesso em: out. 2018.

BARATTIERI, A.; CACCIATORE, M.; GHIRONI, F. *Protectionism and the Business Cycle*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2018

(NBER Working Paper Series). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w24353>>. Acesso em: out. 2018.

BESEDEŠ, T.; PRUSA, T. J. The Hazardous Effects of Antidumping. *Economic Inquiry*, v. 55, n. 1, p. 9–30, 2017. DOI: <<https://doi.org/10.1111/ecin.12345>>

BLONIGEN, B. A.; PRUSA, T. J. Dumping and Antidumping Duties. In: BAGWELL, K.; STAIGER, R. W. (Eds.). *Handbook of Commercial Policy*. Amsterdam: North-Holland, 2016. v. 1, p. 107–159. DOI: <<https://doi.org/10.1016/bs.hescop.2016.04.008>>

BOWN, C. P. Taking Stock of Antidumping, Safeguards and Countervailing Duties, 1990–2009. *The World Economy*, v. 34, n. 12, p. 1955–1998, 2011. DOI: <<https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2011.01388.x>>

BOWN, C. P. *Global Antidumping Database*. Disponível em: <<https://sites.google.com/site/chadpbown/GAD.zip>>. Acesso em: 25 out. 2018.

BOWN, C. P.; CROWLEY, M. A. Trade deflection and trade depression. *Journal of International Economics*, v. 72, n. 1, p. 176–201, 2007. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2006.09.005>>

_____. Import protection, business cycles, and exchange rates: Evidence from the Great Recession. *Journal of International Economics*, v. 90, n. 1, p. 50–64, 2013. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.12.001>>

_____. Emerging economies, trade policy, and macroeconomic shocks. *Journal of Development Economics*, v. 111, p. 261–273, 2014.

BOWN, C. P.; KOLB, M. *Trump's Trade War Timeline: An Up-to-Date Guide*. Peterson Institute for International Economics. Disponível em: <<https://piie.com/blogs/trade-investment-policy-watch/trump-trade-war-china-date-guide>>. Acesso em: out. 2018.

CARTER, C. A.; GUNNING-TRANT, C. U.S. Trade Remedy Law and Agriculture: Trade Diversion and Investigation Effects. *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Économique*, v. 43, n. 1, p. 97–126, 2010. DOI: <<https://doi.org/10.1111/j.1540-5982.2009.01565.x>>

DECOM. *Relatório DECOM 2017*. Brasília: MDIC, 2017. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/images/REPOSITORIO/secex/decom/Relat%C3%B3rios_DECOM/Relat%C3%B3rio_2017_final.pdf>. Acesso em: out. 2018.

DIX-CARNEIRO, R. Trade liberalization and labor market dynamics. *Econometrica*, v. 82, n. 3, p. 825–885, 2014. DOI: <<https://doi.org/10.3982/ECTA10457>>

EVENETT, S. J.; FRITZ, J. *Will Awe Trump Rules? The 21st GTA Report: GTA Report*. London: Global Trade Alert, 2017. Disponível em: <<https://www.globaltradealert.org/reports/42>>. Acesso em: out. 2018.

FASSARELLA, L. M.; SOUZA, M. J. P. DE; BURNQUIST, H. L. *Impact of sanitary and technical measures on Brazilian exports of poultry meat*. Pittsburgh: Agricultural and Applied Economics Association, 2011.

FIRME, V. DE A. C.; VASCONCELOS, C. R. F.; MATTOS, R. S. DE. The effect of macroeconomic variables on the opening of antidumping measures: A robust analysis for Brazilian and Argentine economy. *Review of Development Economics*, v. 22, n. 1, p. 434-457, 2018. DOI: <<https://doi.org/10.1111/rode.12348>>

GANGULI, B. The Trade Effects of Indian Antidumping Actions. *Review of International Economics*, v. 16, n. 5, p. 930-941, 2008. DOI: <<https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2008.00759.x>>

GOBETTI, S. W.; ORAIR, R. O. Política Fiscal em perspectiva: o ciclo de 16 anos (1999-2014). *Revista de Economia Contemporânea*, v. 19, n. 3, p. 417-447, 2015. DOI: <<http://dx.doi.org/10.1590/198055271934>>

IRWIN, D. A. *Peddling protectionism: Smoot-Hawley and the great depression*. Princeton: Princeton University Press, 2017.

KNETTER, M. M.; PRUSA, T. J. Macroeconomic factors and antidumping filings: evidence from four countries. *Journal of International Economics*, v. 61, n. 1, p. 1-17, 2003. DOI: <[https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00080-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00080-6)>

KUME, H.; PIANI, G. *Regime antidumping: a experiência brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 2004 (Texto para Discussão n. 1037). Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/1872>>. Acesso em: out. 2018.

KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. B. DE. A política brasileira de importação no período 1987-1998: descrição e avaliação. In: Corseuil, C. H. and Kume, H. (coord.) *A Abertura Comercial Brasileira nos Anos 1990: impactos sobre emprego e salário*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/2511>>

MUENDLER, M.-A. *Trade, Technology and Productivity: A Study of Brazilian Manufacturers 1986-1998*. Munich: CESifo Group, 2004.

NELSON, D. The political economy of antidumping: A survey. *European Journal of Political Economy*, v. 22, n. 3, p. 554-590, 1 set. 2006. DOI: <<https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2005.12.002>>

PESSÔA, S. A. Por que o governo embarcou na nova matriz econômica? *Revista Conjuntura Econômica*, v. 68, n. 9, p. 14-15, 2014. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rce/issue/view/2834>>. Acesso em: out. 2018.

REMÉDIO, R. R.; KANNEBLEY JR, S.; OLIVEIRA, G. A. S. Práticas de Antidumping no Brasil – uma avaliação empírica de seus efeitos sobre comércio, poder de mercado e produtividade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 45., 2017, Natal. *Anais eletrônicos...*Natal: ANPEC, 2017. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontros>>. Acesso em: out. 2018.

SBARAI, N.; MIRANDA, S. H. G. DE. Tarifas equivalentes de medidas não tarifárias sobre exportações brasileiras de carne bovina para a UE (2000-2010). *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 52, n. 2, p. 267-284, jun. 2014. DOI: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032014000200004>>

STAIGER, R. W.; WOLAK, F. A. *Measuring industry specific protection: antidumping in the United States*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1994 (NBER Working Paper Series). Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w4696>>. Acesso em: out. 2018.

VASCONCELOS, C. R.; FIRME, V. A. Efetividade do Instrumento Antidumping no Brasil entre 1990 e 2007. *Revista Economia*. Brasília, v.12, n.1, 2011.

VEIGA, P. DA M.; RIOS, S. P.; NAIDIN, L. C. Políticas comercial e industrial: o hiperativismo do primeiro biênio Dilma. *Textos CINDES*, n. 35. Rio de Janeiro: CINDES, 2013.